

Article

Examen de la méthode de la NAACCR pour l'évaluation de la complétude du processus de détermination des cas au moyen du Registre canadien du cancer

par Dianne Zakaria

août 2013



Statistique
Canada

Statistics
Canada

Canada

Comment obtenir d'autres renseignements

Pour toute demande de renseignements au sujet de ce produit ou sur l'ensemble des données et des services de Statistique Canada, visiter notre site Web à www.statcan.gc.ca.

Vous pouvez également communiquer avec nous par :

Courriel à infostats@statcan.gc.ca

Téléphone entre 8 h 30 et 16 h 30 du lundi au vendredi aux numéros sans frais suivants :

- | | |
|---|----------------|
| • Service de renseignements statistiques | 1-800-263-1136 |
| • Service national d'appareils de télécommunications pour les malentendants | 1-800-363-7629 |
| • Télécopieur | 1-877-287-4369 |

Programme des services de dépôt

- | | |
|---------------------------|----------------|
| Service de renseignements | 1-800-635-7943 |
| Télécopieur | 1-800-565-7757 |

Comment accéder à ce produit

Le produit n° 82-003-X, au catalogue est disponible gratuitement sous format électronique. Pour obtenir un exemplaire, il suffit de visiter notre site Web à www.statcan.gc.ca et de parcourir par « Ressource clé » > « Publications ».

Normes de service à la clientèle

Statistique Canada s'engage à fournir à ses clients des services rapides, fiables et courtois. À cet égard, notre organisme s'est doté de normes de service à la clientèle que les employés observent. Pour obtenir une copie de ces normes de service, veuillez communiquer avec Statistique Canada au numéro sans frais 1-800-263-1136. Les normes de service sont aussi publiées sur le site www.statcan.gc.ca sous « À propos de nous » > « Notre organisme » > « Offrir des services aux Canadiens ».

Publication autorisée par le ministre responsable de
Statistique Canada

© Ministre de l'Industrie, 2013

Tous droits réservés. L'utilisation de la présente
publication est assujettie aux modalités de l'entente
de licence ouverte de Statistique Canada
(<http://www.statcan.gc.ca/reference/licence-fra.html>).

This publication is also available in English.

Note de reconnaissance

Le succès du système statistique du Canada repose sur un partenariat bien établi entre Statistique Canada et la population du Canada, ses entreprises, ses administrations et les autres établissements. Sans cette collaboration et cette bonne volonté, il serait impossible de produire des statistiques exactes et actuelles.

Signes conventionnels

Les signes conventionnels suivants sont employés dans les publications de Statistique Canada :

- | | |
|----------------|---|
| . | indisponible pour toute période de référence |
| .. | indisponible pour une période de référence précise |
| ... | n'ayant pas lieu de figurer |
| 0 | zéro absolu ou valeur arrondie à zéro |
| 0 ^s | valeur arrondie à 0 (zéro) là où il y a une distinction importante entre le zéro absolu et la valeur arrondie |
| p | provisoire |
| r | révisé |
| x | confidentiel en vertu des dispositions de la <i>Loi sur la statistique</i> |
| ± | à utiliser avec prudence |
| F | trop peu fiable pour être publié |
| * | valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence ($p < 0,05$) |

Examen de la méthode de la NAACCR pour l'évaluation de la complétude du processus de détermination des cas au moyen du Registre canadien du cancer

par Dianne Zakaria

Résumé

Contexte

En dépit de l'utilisation de l'indicateur de la North American Association of Central Cancer Registries pour évaluer la complétude de la détermination des cas dans les registres du cancer axés sur la population, peu d'ouvrages ont été publiés concernant sa méthodologie, son utilité et son exactitude au Canada.

Données et méthodes

Les données sur l'incidence du cancer et sur la mortalité par cancer et celles du recensement de la population au Canada ont servi à quantifier la complétude des cas en 2007. Deux indicateurs (I_1 et I_2) exprimant le taux d'incidence normalisé selon l'âge observé par rapport au taux attendu ont été calculés. On a évalué l'hypothèse de rapports de taux d'incidence et de mortalité normalisés selon l'âge et propres au sexe et au siège du cancer stables entre les régions. On a examiné les associations entre I_1 , I_2 et des indicateurs plus simples de la complétude.

Résultats

L'hypothèse selon laquelle les rapports de taux d'incidence et de mortalité normalisés selon l'âge et propres au sexe et au siège du cancer sont stables d'une région à l'autre n'a pas été uniformément appuyée, des différences régionales substantielles étant ressorties. I_1 était fortement corrélé avec I_2 ($r = 0,93$, $n = 315$, $p < 0,0001$), et les deux étaient les plus fortement et systématiquement associés avec le rapport de taux d'incidence et de mortalité normalisés selon l'âge. La fréquence du sous-dénombrement n'a pas augmenté de façon systématique avec la difficulté attendue de détermination des cas.

Interprétation

Le rapport de taux d'incidence et de mortalité normalisés selon l'âge peut fournir une méthode moins complexe de détermination du sous-dénombrement.

Mots-clés

Cancer, collecte de données, incidence, mortalité, tumeurs, Programme SEER, registres.

Auteure

Dianne Zakaria (1-613-951-4118, dianne.zakaria@statcan.gc.ca) travaille à la Division de la statistique de la santé de Statistique Canada, Ottawa (Ontario) K1A 0T6.

Des données de registres du cancer fiables sont nécessaires pour planifier, contrôler et évaluer les programmes de lutte contre le cancer. Un aspect important de la qualité des données est la détermination des cas, généralement définie comme le pourcentage de toutes les nouvelles tumeurs dans la population surveillée par un registre qui sont saisies dans la base de données du registre¹. Une détermination incomplète des cas peut mener à une sous-estimation de l'incidence et de la prévalence, ainsi qu'à des caractéristiques sociodémographiques et cliniques biaisées (p. ex., stade au moment du diagnostic, traitement fourni et survie), si les cancers enregistrés par un registre diffèrent de façon substantielle de ceux qui sont laissés de côté.

Selon une étude récente des registres européens du cancer, 86 % ont évalué la complétude de leurs processus de détermination des cas². Les méthodes utilisées le plus fréquemment étaient la comparaison de l'incidence courante et de l'incidence historique (73 %) et les comparaisons avec un registre de référence vraisemblablement complet (65 %). Des procédures plus complexes, par exemple, la méthode de saisie-resaisie (25 %)³⁻⁶ et la méthode de flux (21 %)^{4,7,8}, ont été utilisées moins fréquemment. Il était aussi peu fréquent d'utiliser plus d'une méthode (29 %).

La méthode utilisée par la North American Association of Central Cancer Registries (NAACCR) pour estimer la complétude des cas consiste à exprimer le nombre *observé* de cancers en pourcentage du nombre *attendu* pour une population donnée⁹. Des rapports de taux d'incidence et de mortalité normalisés selon l'âge et propres à la race, au sexe et au siège du cancer sont calculés, selon les données sur l'incidence du cancer du programme Surveillance Epidemiology and End Results (SEER) et les données sur la mortalité par cancer aux États-Unis. Les produits de ces rapports de taux et de ces

taux de mortalité pour la région et l'année d'intérêt fournissent des taux d'incidence attendus normalisés selon l'âge et propres à la race, au sexe et au siège du cancer pour cette région et cette année. La somme de ces estimations produit le taux global d'incidence du cancer normalisé selon l'âge attendu pour la race, le sexe, la région et l'année d'intérêt. Le taux d'incidence du cancer observé est par la suite exprimé sous forme de pourcentage de ce taux d'incidence attendu, afin d'estimer la complétude de la détermination des cas⁹⁻¹¹.

Cette méthode repose sur l'hypothèse que les données sur les décès par cancer sont complètes et que le rapport des taux d'incidence du cancer normalisés selon l'âge et des taux de mortalité par cancer normalisés selon l'âge et propres à la race, au sexe et au siège du cancer varie peu selon la région géographique (dans une fourchette de $\pm 20\%$ attribuable à la létalité différentielle)⁹. Toutefois, en dépit de cette hypothèse, la NAACCR utilise les données sur la mortalité par cancer des États-Unis, plutôt que celles du SEER, pour produire les rapports de taux normalisés selon l'âge (RTNA), puis tient compte des différences entre la mortalité propre à une région et la mortalité aux États-Unis. Si le taux de mortalité normalisé selon l'âge propre à une région est supérieur au taux de mortalité normalisé selon l'âge aux États-Unis, le taux de mortalité propre à la région est rajusté à la baisse avant le calcul du taux d'incidence attendu; si le taux propre à une région est plus faible que le taux pour les États-Unis, le taux propre à la région est rajusté à la hausse¹².

La complétude du processus de détermination des cas peut aussi être estimée au moyen d'indicateurs plus simples : le pourcentage de cancers confirmés par certificat de décès uniquement (pourcentage de CDU); le pourcentage confirmé par examen microscopique (pourcentage de CEM); et le rapport de taux d'incidence et de mortalité normalisés selon l'âge (I:M). En fait, des indicateurs plus simples de la complétude des cas sont couramment utilisés pour la publication *Cancer Incidence*

*in Five Continents*¹, et dans le cadre d'autres études internationales^{13,14}.

Un pourcentage élevé de CDU laisse supposer une détermination incomplète des cas attribuable au fait de ne pouvoir saisir les cas alors que les patients sont toujours vivants. Cela signifie que les cas non mortels laissés de côté (cancer non indiqué dans le certificat de décès) ne seront probablement jamais enregistrés¹⁵. De même, un pourcentage de CDU = 0 % laisse supposer que l'on n'a pas utilisé de certificats de décès, ou qu'il n'y a pas eu de couplage avec un registre de l'état civil pour déterminer les cas laissés de côté et que, par conséquent, il est probable que la détermination des cas est incomplète^{15,16}.

Des pourcentages de CEM élevés et faibles peuvent aussi être le signe de problèmes de complétude. Un pourcentage élevé peut rendre compte d'une trop grande dépendance à l'égard des cas de laboratoires d'hôpitaux ou de pathologie; un très faible pourcentage peut indiquer l'absence de laboratoires de pathologie appropriés ou un manque de collaboration entre un registre du cancer et les laboratoires de pathologie^{1,16-18}. Selon l'expérience du Programme SEER, le pourcentage de CEM pour tous les cas de cancer combinés devrait se situer entre 92 % et 96 %¹⁸.

Enfin, l'I:M devrait être supérieur à 1,00. Un rapport inférieur à 1,00 est synonyme de sous-dénombrement⁹.

Malgré l'utilisation de l'indicateur de la complétude des cas de la NAACCR, peu d'ouvrages ont été publiés au Canada concernant sa méthodologie, son utilité et son exactitude. On ne sait pas quel serait l'effet sur le calcul des rapports de taux d'incidence et de mortalité normalisés selon l'âge de limiter les données sur la mortalité à la région géographique qui a fourni les données sur l'incidence. L'indicateur est fondé sur l'hypothèse que les rapports de taux d'incidence et de mortalité normalisés selon l'âge, propres à la race, au sexe et au siège du cancer, sont à peu près constants dans toutes les régions géographiques. Par conséquent, on peut s'attendre à un meilleur rendement de l'indicateur si les données sur

l'incidence et la mortalité concernent la même région géographique. Par ailleurs, les avantages de l'indicateur de la NAACCR par rapport à des méthodes plus simples n'ont pas été explorés de façon approfondie.

À partir des données tirées du Registre canadien du cancer (RCC), de la statistique de l'état civil et de statistiques sur la population, le principal objectif de la présente étude est d'examiner les répercussions du fait de limiter les données sur la mortalité aux régions géographiques qui fournissent les données sur l'incidence, au moment du calcul des rapports de taux d'incidence et de mortalité normalisés selon l'âge. Cela comprend l'évaluation de l'hypothèse selon laquelle les rapports de taux d'incidence et de mortalité normalisés selon l'âge, propres au sexe et au siège du cancer, varient peu d'une région à l'autre. Le deuxième objectif consiste à quantifier les rapports entre des méthodes plus simples d'estimation de la complétude et l'indicateur de la NAACCR. Le dernier objectif est de déterminer si l'indicateur de la NAACCR permet de cerner les différences connues quant au niveau de difficulté de détermination des cas et les problèmes connus de complétude des cas dans le RCC.

Données et méthodes

L'indicateur de la NAACCR a été calculé pour les tumeurs primaires diagnostiquées au Canada en 2007, parce qu'au moment de l'analyse, il s'agissait de l'année la plus récente pour laquelle des données nationales étaient disponibles; il s'agissait de l'année la plus récente de couplage avec les données nationales de la statistique de l'état civil; et parce que cela réduisait la confusion entre la complétude des cas et l'actualité des cas¹⁵. La méthodologie pour calculer l'indicateur a été décrite par la NAACCR¹². Le RCC de Statistique Canada¹⁹, la Base de données sur les décès de la Statistique de l'état civil²⁰ et le Recensement de la population²¹ ont fourni respectivement des données sur l'incidence du cancer, la mortalité par cancer et la population, pour toutes les provinces et tous les terri-

Examen de la méthode de la NAACCR pour l'évaluation de la complétude du processus de détermination des cas au moyen du Registre canadien du cancer • Travaux de recherche

toires pour la période de cinq ans (2003 à 2007) prenant fin l'année de l'évaluation (2007). Ces cinq années de données ont été combinées pour calculer les taux d'incidence et de mortalité propres au sexe, à l'âge et au siège du cancer, qui ont été normalisés selon l'âge à partir de la population au 1^{er} juillet 1991 (annexe A). Les sièges du cancer inclus dans l'indicateur de la NAACCR et la méthode d'extraction dans le RCC et la Base de données sur les décès de la Statistique de l'état civil sont présentés à l'annexe B.

Les rapports de taux d'incidence et de mortalité normalisés selon l'âge (RTNA) et propres au sexe et au siège du cancer utilisés dans l'indicateur ont été calculés de deux façons : RTNA₁ et RTNA₂. Pour le RTNA₁, les données sur l'incidence du cancer et la mortalité par cancer ont été limitées aux provinces ayant obtenu la certification or ou argent de la

NAACCR chaque année de 2003 à 2007 inclusivement : Alberta, Saskatchewan, Manitoba, Nouveau-Brunswick et Île-du-Prince-Édouard. Pour le RTNA₂, conformément à l'approche de la NAACCR, les taux d'incidence du cancer ont été calculés à partir des données des provinces obtenant les meilleurs résultats, mais les taux de mortalité ont été calculés à partir de données pour l'ensemble du Canada.

Le taux d'incidence normalisé selon l'âge et propre au sexe et au siège du cancer attendu pour une province ou un territoire en 2007 a été calculé au moyen du RTNA₁ ou du RTNA₂ (équation 1) (formules). Afin de tenir compte des différences dans les taux de létalité du cancer des différentes régions, la NAACCR intègre un terme d'ajustement de la mortalité (équation 2), qui est utilisé pour corriger le taux de mortalité normalisé selon l'âge et propre au sexe et au siège du cancer pour la région d'intérêt

(équation 3). On a calculé la complétude de la détermination des cas pour un sexe et un siège de cancer particuliers dans une province/un territoire (équation 4), ainsi que la complétude globale de la détermination des cas pour un sexe particulier dans une province ou un territoire (équation 5).

Les indicateurs de la complétude de la détermination des cas produits au moyen de ces deux méthodes sont appelés I₁ et I₂. Les variances pour les taux normalisés selon l'âge ont été calculées comme dans Fay et Feuer²², et les intervalles de confiance pour les rapports de taux normalisés selon l'âge ont été calculés comme dans Armitage, Berry et Matthews²³. On n'a pas calculé d'intervalles de confiance pour les indicateurs de la complétude de la détermination des cas, en raison de l'absence de méthodes publiées, une limite qui avait été déterminée précédemment, par-

Formules

Équations pour le calcul de la complétude de la détermination des cas de cancer

Équation 1

$$\begin{array}{l} \text{taux attendu d'incidence propre} \\ \text{au sexe et au siège du cancer} \\ \text{normalisé selon l'âge pour une} \\ \text{province / un territoire en 2007} \end{array} = \left(\begin{array}{l} \text{RTNA}_1^* \text{ ou} \\ \text{RTNA}_2^* \end{array} \right) \left(\begin{array}{l} \text{taux de mortalité propre au sexe et au} \\ \text{siège du cancer normalisé selon l'âge} \\ \text{pour une province / un territoire en 2006} \\ \text{et 2007}^{\dagger} \end{array} \right)$$

Équation 2

$$\begin{array}{l} \text{terme d'ajustement de la} \\ \text{mortalité propre au sexe et} \\ \text{au siège du cancer pour une} \\ \text{province / un territoire} \end{array} = \frac{\text{mortalité sur cinq ans propre au sexe et au siège du cancer normalisée selon l'âge pour le Canada (2003 à 2007)}}{\text{mortalité sur cinq ans propre au sexe et au siège du cancer normalisée selon l'âge pour une province / un territoire particulier (2003 à 2007)}}$$

Équation 3

$$\begin{array}{l} \text{taux corrigé de mortalité propre} \\ \text{au sexe et au siège du cancer} \\ \text{normalisé selon l'âge pour une} \\ \text{province / un territoire} \end{array} = \left(0,8 \right) \left(\begin{array}{l} \text{taux de mortalité propre au sexe} \\ \text{et au siège du cancer normalisé} \\ \text{selon l'âge pour une province / un} \\ \text{territoire de 2006 à 2007} \end{array} \right) + \left(0,2 \right) \left(\begin{array}{l} \text{terme d'ajustement de la} \\ \text{mortalité propre au sexe et} \\ \text{au siège du cancer pour une} \\ \text{province / un territoire} \end{array} \right) \left(\begin{array}{l} \text{taux de mortalité propre au sexe} \\ \text{et au siège du cancer normalisé} \\ \text{selon l'âge pour une province / un} \\ \text{territoire de 2006 à 2007} \end{array} \right)$$

Équation 4

$$\begin{array}{l} \text{complétude de la détermination} \\ \text{des cas propre au sexe et} \\ \text{au siège du cancer pour une} \\ \text{province / un territoire en 2007} \end{array} = \left[\frac{\begin{array}{l} \text{taux observé d'incidence propre au sexe et au siège du cancer normalisé selon l'âge} \\ \text{pour une province / un territoire particulier en 2007} \end{array}}{\begin{array}{l} \text{taux attendu d'incidence propre au sexe et au siège du cancer normalisé selon l'âge} \\ \text{pour une province / un territoire particulier en 2007} \end{array}} \right] \left(100 \right)$$

Équation 5

$$\begin{array}{l} \text{complétude de la détermination} \\ \text{des cas propre au sexe pour une} \\ \text{province / un territoire en 2007} \end{array} = \left[\frac{\sum \begin{array}{l} \text{taux observé d'incidence propre au siège du cancer normalisé selon l'âge pour} \\ \text{un sexe particulier dans une province / un territoire en 2007} \end{array}}{\sum \begin{array}{l} \text{taux attendu d'incidence propre au siège du cancer normalisé selon l'âge pour} \\ \text{un sexe particulier dans une province / un territoire en 2007} \end{array}} \right] \left(100 \right)$$

RTNA = rapport de taux d'incidence et de mortalité normalisés selon l'âge propres au sexe et au siège du cancer

* rapport de taux d'incidence et de mortalité normalisés selon l'âge propres au sexe et au siège du cancer calculé à partir des provinces obtenant les meilleurs résultats au moyen des données de 2003 à 2007 inclusivement

[†] taux d'incidence propre au sexe et au siège du cancer normalisé selon l'âge calculé à partir des provinces obtenant les meilleurs résultats et taux de mortalité propre au sexe et au siège du cancer normalisé selon l'âge pour l'ensemble du Canada, à partir des données de 2003 à 2007 inclusivement

[‡] pour les provinces / territoires dont la population était inférieure à 500 000 habitants en 2006 ou 2007, on a utilisé trois années de données sur la mortalité (2005 à 2007); pour le RTNA₂, on a utilisé le taux ajusté de mortalité propre au sexe et au siège du cancer normalisé selon l'âge pour une province / un territoire

Examen de la méthode de la NAACCR pour l'évaluation de la complétude du processus de détermination des cas au moyen du Registre canadien du cancer • Travaux de recherche

ticulièrement dans le cas des estimations fondées sur de petits nombres²⁴.

On a utilisé le coefficient de corrélation produit-moment de Pearson pour examiner les associations entre les I_1 , I_2 et $I:M$ propres au sexe et au siège du cancer (quantifiés pour 2007). Étant donné que les associations entre les estimations de la complétude des cas propres au sexe et au siège du cancer (I_1 et I_2) et les pourcentages de CDU et de CEM (les deux quantifiés pour 2007) ne devaient pas être linéaires, elles ont été évaluées au moyen du coefficient de corrélation bisériale de point. Cette statistique mesure le degré d'association entre une variable dichotomique (pourcentage de CDU ou pourcentage de CEM) et une variable d'intervalle ou de rapport (I_1 et I_2). Ses propriétés et son interprétation sont similaires au coefficient de corrélation

produit-moment de Pearson, étant donné qu'elles vont de -1 à +1, les valeurs absolues plus importantes indiquant un rapport plus étroit. Elles montrent à quel degré le pourcentage de CDU ou le pourcentage de CEM permet de distinguer une détermination complète et incomplète des cas : les valeurs absolues plus importantes sont synonymes d'une plus grande distinction²⁵. On a dichotomisé le pourcentage de CDU, de façon que les valeurs de 0 % ou de plus de 5 % (dépassant la limite supérieure pour la certification argent de la NAACCR) soient considérées comme correspondant à une détermination incomplète des cas. On a dichotomisé le pourcentage de CEM, de façon que les valeurs inférieures à 90 % ou supérieures à 98 % soient considérées comme correspondant à une détermination incomplète des cas.

une fourchette légèrement plus large que la ligne directrice de la NAACCR pour tous les cas combinés (92 % à 96 %). On a aussi utilisé des coefficients de corrélation produit-moment de Pearson pour examiner l'association entre I_1 et I_2 , et les formes continues de pourcentage de CEM et de pourcentage de CDU, mais les constatations étaient similaires (données non présentées).

Pour respecter les exigences de confidentialité de la *Loi sur la statistique*, toutes les estimations fondées sur moins de cinq cas, ou constituées d'autres estimations fondées sur moins de cinq cas, ont été supprimées. Étant donné qu'il y a souvent eu suppression pour le Nunavut, les Territoires du Nord-Ouest, le Yukon et l'Île-du-Prince-Édouard, les estimations sont présentées pour les neuf provinces qui restent seulement. Toutefois, les

Tableau 1
Rapports de taux d'incidence et de mortalité normalisés selon l'âge (RTNA), par sexe, siège du cancer et méthode de calcul, Canada, 2003 à 2007

Siège du cancer	Hommes						Femmes					
	RTNA [*]	Intervalle de confiance de 95 %		RTNA [*]	Intervalle de confiance de 95 %		RTNA [*]	Intervalle de confiance de 95 %		RTNA [*]	Intervalle de confiance de 95 %	
		de	à		de	à		de	à		de	à
Cavité buccale, pharynx	3,24	2,96	3,55	2,95	2,79	3,12	3,68	3,21	4,22	3,37	3,11	3,65
Œsophage	0,93	0,85	1,01	0,94	0,88	1,01	1,02	0,87	1,20	0,99	0,88	1,12
Estomac	1,82	1,69	1,98	1,56	1,48	1,65	1,63	1,47	1,81	1,44	1,34	1,55
Côlon, rectum	2,54	2,44	2,63	2,32	2,27	2,38	2,53	2,43	2,64	2,39	2,33	2,46
Foie	1,22	1,10	1,35	1,07	0,99	1,16	1,04	0,88	1,22	1,01	0,89	1,14
Pancréas	1,09	1,02	1,17	1,10	1,05	1,16	1,10	1,03	1,18	1,13	1,07	1,19
Bronche, poumon	1,23	1,20	1,27	1,12	1,09	1,14	1,35	1,31	1,40	1,32	1,29	1,35
Mélanome de la peau	5,04	4,54	5,60	4,57	4,31	4,85	7,42	6,52	8,43	7,31	6,83	7,83
Sein [†]	4,44	4,29	4,59	4,31	4,22	4,39
Col de l'utérus	4,10	3,65	4,60	4,55	4,23	4,88
Corps de l'utérus, utérus sans autre indication	6,94	6,35	7,58	6,42	6,13	6,73
Ovaire	1,42	1,32	1,52	1,48	1,41	1,55
Prostate [‡]	5,12	4,95	5,29	6,15	6,03	6,27
Rein, bassin du rein	2,98	2,77	3,22	3,20	3,05	3,36	3,24	2,93	3,57	3,73	3,51	3,98
Vessie	4,45	4,16	4,76	4,23	4,07	4,40	5,00	4,45	5,62	4,02	3,77	4,29
Cerveau, autres régions du système nerveux central	1,43	1,30	1,56	1,36	1,27	1,45	1,54	1,39	1,72	1,48	1,37	1,60
Lymphome hodgkinien	7,56	5,79	9,88	6,83	5,94	7,85	12,45	8,77	17,67	8,93	7,61	10,49
Lymphome non hodgkinien	2,47	2,32	2,64	2,52	2,42	2,63	2,76	2,57	2,97	2,69	2,56	2,81
Leucémie	2,04	1,90	2,18	2,04	1,95	2,14	2,17	2,00	2,35	2,27	2,15	2,40
Myélome multiple	1,65	1,49	1,83	1,64	1,53	1,76	1,51	1,35	1,70	1,60	1,47	1,73

* selon les taux d'incidence et les taux de mortalité normalisés selon l'âge pour l'Alberta, la Saskatchewan, le Manitoba, le Nouveau-Brunswick et l'Île-du-Prince-Édouard, 2003 à 2007

† selon les taux d'incidence normalisés selon l'âge pour l'Alberta, la Saskatchewan, le Manitoba, le Nouveau-Brunswick et l'Île-du-Prince-Édouard et les taux de mortalité normalisés selon l'âge pour le Canada, 2003 à 2007

‡ non inclus dans l'indicateur de complétude des cas de la North American Association of Central Cancer Registries n'ayant pas lieu de figurer

Nota : RTNA₁ et RTNA₂ sont en gras lorsque les intervalles de confiance ne se chevauchent pas.

Sources : Registre canadien du cancer; Base de données sur les décès de la Statistique de l'état civil; Recensement de la population.

Examen de la méthode de la NAACCR pour l'évaluation de la complétude du processus de détermination des cas au moyen du Registre canadien du cancer • Travaux de recherche**Tableau 2, fin**

Rapports de taux d'incidence et de mortalité normalisés selon l'âge (RTNA₁), par sexe et siège du cancer, Alberta, Saskatchewan, Manitoba, Nouveau-Brunswick et Île-du-Prince-Édouard, 2003 à 2007

Siège du cancer	Hommes			Femmes		
	RTNA ₁	Intervalle de confiance de 95 %		RTNA ₁	Intervalle de confiance de 95 %	
		de	à		de	à
Lymphome hodgkinien						
Alberta	6,78	4,68	9,80	12,61	7,68	20,70
Saskatchewan	10,28	5,27	20,05	20,06	7,80	51,57
Manitoba	6,43	3,55	11,65	13,34	5,92	30,08
Nouveau-Brunswick	12,22	5,28	28,29	7,15	3,14	16,28
Île-du-Prince-Édouard	†	†	†	†	†	†
Lymphome non hodgkinien						
Alberta	2,66	2,41	2,94	2,98	2,66	3,33
Saskatchewan	2,34	2,01	2,72	2,57	2,16	3,05
Manitoba	2,15	1,88	2,47	2,39	2,05	2,77
Nouveau-Brunswick	2,51	2,11	2,99	3,14	2,56	3,84
Île-du-Prince-Édouard	3,15	2,02	4,91	2,32	1,51	3,55
Leucémie						
Alberta	2,19	1,98	2,43	2,29	2,03	2,58
Saskatchewan	1,99	1,71	2,32	2,13	1,77	2,58
Manitoba	1,79	1,54	2,07	2,08	1,74	2,50
Nouveau-Brunswick	1,99	1,61	2,45	1,93	1,53	2,44
Île-du-Prince-Édouard	2,15	1,46	3,16	1,95	1,15	3,32
Myélome multiple						
Alberta	1,63	1,40	1,89	1,54	1,30	1,83
Saskatchewan	1,64	1,27	2,11	1,53	1,16	2,02
Manitoba	1,57	1,24	1,98	1,27	0,99	1,62
Nouveau-Brunswick	1,72	1,29	2,28	1,75	1,29	2,38
Île-du-Prince-Édouard	2,24	1,29	3,90	1,72	0,76	3,87

† intervalles de confiance ne se chevauchant pas entre les provinces

† non défini parce qu'il n'y avait pas de décès dont la cause initiale était un lymphome hodgkinien de 2003 à 2007 inclusivement

x confidentiel en vertu des dispositions de la Loi sur la statistique

... n'ayant pas lieu de figurer

Sources : Registre canadien du cancer, Base de données sur les décès de la Statistique de l'état civil, Recensement de la population.

résultats pour les provinces et territoires plus petits sont inclus dans les estimations pour l'ensemble du Canada. Toutes les analyses ont été effectuées au moyen de SAS 9.2²⁶.

Résultats

Le RTNA₁ et le RTNA₂ étaient généralement similaires (intervalles de confiance se chevauchant) (tableau 1). Lorsqu'il existait des différences (intervalles de confiance ne se chevauchant pas), le RTNA₁ était généralement plus élevé, indiquant que le taux de mortalité dans les provinces obtenant les meilleurs résultats était plus faible que dans l'ensemble du Canada.

Les comparaisons pour les RTNA₁ propres au siège du cancer entre les provinces obtenant les meilleurs résultats ont montré que seul le cancer de la prostate et le cancer du sein chez la femme comportaient des cas d'intervalles de confiance ne se chevauchant pas (tableau 2). Les deux cancers ont été exclus de l'estimation globale de la complétude des cas de la NAACCR (annexe B).

Toutefois, même lorsque la province la plus petite (Île-du-Prince-Édouard) était exclue, des différences substantielles entre les RTNA₁ sont ressorties dans les régions. Par exemple, le RTNA₁ du cancer de l'estomac chez la femme en Saskatchewan était de 2,00, comparative-ment à 1,35 au Manitoba, une différence relative plus importante que pour le

cancer du sein chez les femmes (4,37 et 4,01, respectivement). L'examen des taux sous-jacents normalisés selon l'âge a révélé que ce sont des différences dans la mortalité, et non pas dans l'incidence, qui ont entraîné la disparité entre les deux provinces. Toutefois, la possibilité de déterminer la signification statistique de ces différences était limitée par le faible nombre de cas, comparativement au cancer de la prostate et au cancer du sein chez la femme.

Les deux indicateurs de la complétude des cas propres au sexe et au siège du cancer — I₁ et I₂ — calculés pour les neuf provinces à partir d'un nombre de cas approprié étaient fortement corrélés ($r = 0,93$, $n = 315$, $p < 0,0001$). En général, ils étaient de 90 % ou plus (niveau approprié pour la certification de la complétude des cas argent de la NAACCR) ou inférieurs à 90 %. Toutefois, dans 11 % des comparaisons, des différences sont ressorties, un indicateur atteignant 90 % et plus, et l'autre, moins de 90 %. Dans la majorité de ces cas (67 %), I₁ a obtenu un score plus faible que I₂, parce que le RTNA₁ était plus élevé que le RTNA₂ (tableau 1). Un RTNA plus élevé signifie que le nombre attendu de cas sera plus élevé, ce qui se traduit par une complétude plus faible des cas (un rapport observé:attendu plus faible). Selon I₁, environ 27 % des indicateurs de la complétude propres au sexe et au siège du cancer dans les neuf provinces étaient inférieurs à 90 %; selon I₂, 23 % étaient inférieurs à 90 % (données non présentées).

Parmi les indicateurs plus simples, l'IM était le plus fortement et systématiquement associé avec I₁ et I₂; les corrélations du pourcentage de CEM et du pourcentage de CDU avec I₁ et I₂ étaient rares (tableau 3).

Le tableau 4 présente les I₁ et I₂ pour certains cancers comportant divers degrés de difficulté au chapitre de la détermination¹⁰. Si moins de 90 % sont considérés comme représentant une détermination potentiellement incomplète, la difficulté de la détermination n'était pas systématiquement liée au sous-dénombrement. Mis à part le

Examen de la méthode de la NAACCR pour l'évaluation de la complétude du processus de détermination des cas au moyen du Registre canadien du cancer • Travaux de recherche

cancer du pancréas, la fréquence du sous-dénombrement selon I_2 n'a pas augmenté pour les cancers présentant un niveau moyen de difficulté par rapport à ceux présentant un faible niveau de difficulté. Le sous-dénombrement du cancer du sein, qui est considéré comme comportant un niveau moyen de difficulté, était faible, tant selon I_1 que selon I_2 . Par ailleurs, I_1 n'a pas permis de déterminer de cas de sous-dénombrement du cancer de la prostate, qui est considéré comme l'un des plus difficiles à déterminer.

Tant I_1 que I_2 laissaient supposer un sous-dénombrement du cancer de la vessie en Ontario (tableau 4)²⁷, une constatation qui était attendue parce que l'Ontario ne déclare pas les tumeurs *in situ* de la vessie au RCC. Dans le cas du Québec, tant I_1 que I_2 laissaient supposer un sous-dénombrement des mélanomes de la peau, mais seulement I_2 laissait supposer un sous-dénombrement du cancer de la prostate. En 1996, on a documenté une détermination incomplète des cas de cancer de la prostate et de mélanomes de la peau pour les adultes au Québec²⁸.

Les sièges du cancer qui ne sont pas présentés dans le tableau 4 ont été examinés, afin de déterminer d'autres cas possibles de sous-dénombrement substantiel (moins de 80 % de complétude); au total, 10 ont émergé :

- cancer de l'œsophage chez les femmes de la Saskatchewan ($I_1 = 72\%$, $I_2 = 75\%$) et les femmes du Manitoba ($I_1 = 64\%$, $I_2 = 66\%$);
- cancer du foie chez les femmes du Manitoba ($I_1 = 55\%$, $I_2 = 58\%$);
- cancer de l'ovaire en Nouvelle-Écosse ($I_1 = 79\%$, $I_2 = 77\%$) et à Terre-Neuve ($I_1 = 75\%$, $I_2 = 71\%$);
- cancer du rein et cancer du bassinot du rein chez les hommes du Manitoba ($I_1 = 75\%$, $I_2 = 73\%$);
- cancer du cerveau et d'autres régions du système nerveux central chez les femmes de Terre-Neuve ($I_1 = 67\%$, $I_2 = 71\%$);
- lymphome hodgkinien chez les hommes de la Saskatchewan ($I_1 = 62\%$, $I_2 = 65\%$) et les femmes du Québec ($I_1 = 47\%$, $I_2 = 69\%$); et

Tableau 3

Corrélations entre les indicateurs de complétude de la North American Association of Central Cancer Registries (NAACCR) et des indicateurs de complétude plus simples, selon le sexe et le siège du cancer, 2007

Siège du cancer	Indicateur de la NAACCR	Hommes			Femmes		
		% de CEM	% de CDU	I:M	% de CEM	% de CDU	I:M
Cavité buccale, pharynx	I_1	-0,07	-0,51	0,91*	0,53	0,35	0,88*
	I_2	-0,11	-0,53	0,91*	0,49	0,32	0,91*
Œsophage	I_1	0,71*	0,47	0,91*	-0,18	-0,23	0,46
	I_2	0,65	0,52	0,90*	-0,23	-0,23	0,50
Estomac	I_1	-0,05	-0,43	0,61	-0,49	0,17	0,96*
	I_2	0,06	-0,36	0,68*	-0,51	0,22	0,87*
Côlon, rectum	I_1	-0,50	0,08	0,82*	-0,88*	-0,93*	0,84*
	I_2	-0,55	0,12	0,84*	-0,58	-0,81*	0,63
Foie	I_1	†	-0,60	0,71*	†	0,06	0,83*
	I_2	†	-0,63	0,73*	†	0,04	0,86*
Pancréas	I_1	†	-0,63	0,96*	†	0,21	0,41
	I_2	†	-0,56	0,96*	†	0,15	0,59
Bronche, poumon	I_1	0,13	-0,12	0,94*	-0,05	0,02	0,91*
	I_2	0,21	0,07	0,85*	0,03	0,07	0,91*
Mélanome de la peau	I_1	0,42	0,06	0,60	-0,57	0,15	0,94*
	I_2	0,38	-0,01	0,67*	-0,53	0,12	0,93*
Sein	I_1	0,10	0,31	0,63
	I_2	0,04	0,31	0,58
Col de l'utérus	I_1	0,49	0,24	0,79*
	I_2	0,43	0,27	0,86*
Corps de l'utérus, utérus sans autre indication	I_1	0,49	-0,42	0,96*
	I_2	0,46	-0,44	0,95*
Ovaire	I_1	0,05	0,13	0,84*
	I_2	0,05	0,11	0,82*
Prostate	I_1	-0,35	0,33	0,91*
	I_2	-0,40	0,30	0,89*
Rein, bassinot du rein	I_1	0,23	0,26	0,85*	-0,06	0,59	0,24
	I_2	0,23	0,33	0,80*	-0,07	0,66	0,31
Vessie	I_1	-0,82*	0,38	0,96*	-0,05	0,33	0,95*
	I_2	-0,83*	0,39	0,94*	-0,04	0,33	0,93*
Cerveau, autres régions du système nerveux	I_1	0,70*	-0,45	0,73*	0,61	-0,50	0,87*
	I_2	0,73*	-0,50	0,78*	0,60	-0,48	0,88*
Lymphome hodgkinien	I_1	†	†	0,47	0,27	0,27	0,80*
	I_2	†	†	0,44	0,24	0,24	0,72*
Lymphome non hodgkinien	I_1	0,07	-0,16	0,78*	-0,21	0,09	0,66
	I_2	-0,08	-0,32	0,69*	-0,26	0,09	0,62
Leucémie	I_1	-0,14	-0,15	0,93*	0,26	0,04	0,93*
	I_2	-0,21	-0,21	0,88*	0,29	-0,06	0,97*
Myélome multiple	I_1	0,64	-0,59	0,86*	-0,08	-0,18	0,83*
	I_2	0,66	-0,59	0,92*	-0,13	-0,24	0,83*

% de CEM = pourcentage de confirmation par examen microscopique

% de CDU = pourcentage enregistré par certificat de décès uniquement

I:M = rapport de taux d'incidence du cancer et de mortalité normalisés selon l'âge

I_1 = indicateur du pourcentage de complétude des cas calculé à partir des données de 2003 à 2007 sur l'incidence du cancer et la mortalité par cancer des provinces obtenant les meilleurs résultats (Alberta, Saskatchewan, Manitoba, Nouveau-Brunswick et Île-du-Prince-Édouard), et d'un taux de mortalité propre à une région

I_2 = indicateur du pourcentage de complétude des cas calculé à partir des données sur l'incidence du cancer de 2003 à 2007 des provinces obtenant les meilleurs résultats et des données sur la mortalité au Canada, et d'un taux de mortalité propre à une région corrigé

* valeur significativement différente de 0 ($p < 0,05$)

† coefficient de corrélation bisériale de point impossible à calculer en raison de l'absence de variabilité dans les indicateurs dichotomiques pour le pourcentage de CEM ou le pourcentage de CDU des provinces

... n'ayant pas lieu de figurer

Notes : Les coefficients de corrélation bisériale de point ont été calculés pour le pourcentage de CEM et le pourcentage de CDU. Un coefficient de corrélation produit-moment de Pearson a été utilisé pour l'I:M. Dans le cas des coefficients de corrélation bisériale de point, le pourcentage de CEM a été dichotomisé : on a attribué 0 aux valeurs de 90 % à 98 % inclusivement et 1 à toutes les autres. Pour le pourcentage de CDU, une valeur de 1 a été attribuée si aucun cancer n'a été enregistré par CDU ou si le pourcentage de CDU était supérieur à 5 %. Les corrélations excluaient les estimations du Nunavut, des Territoires du Nord-Ouest, du Yukon et de l'Île-du-Prince-Édouard.

Sources : Registre canadien du cancer, Base de données sur les décès de la Statistique de l'état civil; Recensement de la population.

Examen de la méthode de la NAACCR pour l'évaluation de la complétude du processus de détermination des cas au moyen du Registre canadien du cancer • Travaux de recherche**Tableau 4****Pourcentage de complétude des cas pour I₁ et I₂, selon la difficulté de détermination, le sexe et la province, certains sièges de cancer, 2007**

Difficulté de détermination	Hommes		Femmes		Difficulté de détermination	Hommes		Femmes	
	I ₁	I ₂	I ₁	I ₂		I ₁	I ₂	I ₁	I ₂
La moins difficile					Difficulté moyenne				
Côlon, rectum					Vessie				
Canada	97	106	100	106	Canada	87	92	75	94
Colombie-Britannique	102	107	102	105	Colombie-Britannique	85	90	83	101
Alberta	106	112	102	106	Alberta	105	107	81	97
Saskatchewan	102	110	102	107	Saskatchewan	89	93	128	154
Manitoba	102	112	104	110	Manitoba	92	98	102	118
Ontario	96	105	103	109	Ontario	66	70	47	60
Québec	90	101	94	102	Québec	117	124	95	120
Nouveau-Brunswick	111	121	97	102	Nouveau-Brunswick	106	111	179	205
Nouvelle-Écosse	99	113	103	113	Nouvelle-Écosse	86	92	125	152
Terre-Neuve	89	105	90	103	Terre-Neuve	58	62	75	92
Bronche, poumon					La plus difficile				
Canada	96	106	96	98	Mélanome de la peau				
Colombie-Britannique	102	107	97	99	Canada	92	102	100	102
Alberta	101	107	100	100	Colombie-Britannique	127	141	110	114
Saskatchewan	102	109	108	110	Alberta	109	119	87	89
Manitoba	104	113	94	97	Saskatchewan	80	87	80	81
Ontario	94	101	96	97	Manitoba	80	85	78	77
Québec	94	109	94	98	Ontario	90	102	105	109
Nouveau-Brunswick	107	123	84	89	Québec	67	69	66	62
Nouvelle-Écosse	97	111	106	111	Nouveau-Brunswick	152	161	173	176
Terre-Neuve	73	83	76	77	Nouvelle-Écosse	94	108	192	203
Difficulté moyenne					Terre-Neuve	64	73	x	x
Cavité buccale, pharynx					Prostate				
Canada	99	109	105	114	Canada	118	98
Colombie-Britannique	111	120	95	105	Colombie-Britannique	130	106
Alberta	81	87	113	123	Alberta	103	88
Saskatchewan	80	83	90	94	Saskatchewan	101	89
Manitoba	86	96	83	92	Manitoba	90	78
Ontario	103	113	113	125	Ontario	131	109
Québec	94	105	93	101	Québec	104	84
Nouveau-Brunswick	110	118	290	279	Nouveau-Brunswick	151	128
Nouvelle-Écosse	155	169	92	97	Nouvelle-Écosse	129	108
Terre-Neuve	85	93	x	x	Terre-Neuve	103	88
Pancréas					Leucémie				
Canada	96	95	96	94	Canada	101	100	104	100
Colombie-Britannique	89	88	91	89	Colombie-Britannique	113	110	105	98
Alberta	109	107	88	87	Alberta	116	114	128	123
Saskatchewan	117	114	114	110	Saskatchewan	104	106	113	111
Manitoba	83	83	82	79	Manitoba	79	81	78	76
Ontario	99	97	101	97	Ontario	104	104	117	112
Québec	94	94	94	93	Québec	90	90	87	83
Nouveau-Brunswick	101	104	94	94	Nouveau-Brunswick	116	111	90	86
Nouvelle-Écosse	91	94	87	87	Nouvelle-Écosse	82	84	79	77
Terre-Neuve	51	50	103	93	Terre-Neuve	69	65	81	68
Sein									
Canada	102	105					
Colombie-Britannique	110	111					
Alberta	108	109					
Saskatchewan	104	107					
Manitoba	97	102					
Ontario	103	107					
Québec	99	103					
Nouveau-Brunswick	116	116					
Nouvelle-Écosse	97	101					
Terre-Neuve	77	80					

I₁ = indicateur du pourcentage de complétude des cas calculé à partir des données de 2003 à 2007 sur l'incidence du cancer et la mortalité par cancer des provinces obtenant les meilleurs résultats (Alberta, Saskatchewan, Manitoba, Nouveau-Brunswick et Île-du-Prince-Édouard), et d'un taux de mortalité propre à une région

I₂ = indicateur du pourcentage de complétude des cas calculé à partir des données sur l'incidence du cancer de 2003 à 2007 des provinces obtenant les meilleurs résultats et des données sur la mortalité au Canada, et d'un taux de mortalité propre à une région corrigé

x confidentiel en vertu des dispositions de la Loi sur la statistique

... n'ayant pas lieu de figurer

Notes : Les sièges de cancer sont présentés selon la difficulté de détermination des cas. I₁ et I₂ sont en caractères gras lorsqu'ils sont inférieurs à 90 % (possibilité de détermination incomplète des cas).

Sources : Registre canadien du cancer; Base de données sur les décès de la Statistique de l'état civil; Recensement de la population.

Examen de la méthode de la NAACCR pour l'évaluation de la complétude du processus de détermination des cas au moyen du Registre canadien du cancer • Travaux de recherche

Ce que l'on sait déjà sur le sujet

- La détermination incomplète des cas de cancer par les registres du cancer peut entraîner des estimations biaisées, particulièrement si les cas laissés de côté diffèrent de façon substantielle de ceux qui sont saisis.
- La mesure de la complétude de la North American Association of Central Cancer Registries (NAACCR) exprime le nombre observé de cancers en pourcentage du nombre attendu, qui est calculé à partir des données des registres dont on sait qu'ils comportent une détermination des cas exceptionnelle.
- En dépit de son utilisation, peu d'ouvrages ont été publiés concernant la méthodologie, l'utilité relative et l'exactitude de cette mesure au Canada.

Ce qu'apporte l'étude

- L'indicateur de la complétude de la détermination des cas propre au siège du cancer de la NAACCR a été associé au rapport de taux d'incidence et de mortalité de base pour une région, mais pas au pourcentage de cancers confirmés par examen microscopique ou au pourcentage confirmé par certificat de décès uniquement.
- Le sous-dénombrement déterminé au moyen de l'indicateur n'a pas augmenté de façon systématique avec la difficulté attendue de détermination des cas, mais l'indicateur a fait ressortir des problèmes de sous-dénombrement connus dans le Registre canadien du cancer.
- L'importance de l'examen d'indicateurs propres au cancer plutôt que d'un indicateur global de la complétude des cas a été renforcée, l'agrégation des sièges de cancer avec des estimations élevées et faibles de complétude pouvant masquer un sous-dénombrement de cancers particuliers.

- myélome multiple chez les hommes de la Nouvelle-Écosse ($I_1 = 58\%$, $I_2 = 59\%$).

Il faut toutefois faire preuve de prudence, en raison des petits nombres qui sous-tendent certaines de ces estimations (p. ex., le cancer de l'œsophage et le cancer du foie).

L'indicateur global de la complétude de la détermination des cas a fait ressortir un sous-dénombrement chez les hommes de Terre-Neuve (tableau 5), en incluant ou en excluant le cancer de la prostate. L'I:M et le pourcentage de CEM à Terre-Neuve se situaient à l'extrémité inférieure et supérieure, respectivement, de la fourchette de valeurs pour

les neuf provinces. Des tendances similaires ont été notées pour les femmes de Terre-Neuve, chez qui l'un des quatre indicateurs de la complétude était légèrement inférieur à 90 %.

Discussion

Une hypothèse qui sous-tend l'indicateur de la NAACCR est que le rapport des taux d'incidence et de mortalité normalisés selon l'âge et propres à la race, au sexe et au siège du cancer varie peu selon la région géographique. C'est donc dire que les taux d'incidence du cancer et de mortalité peuvent varier d'une région à l'autre, mais que le rapport des deux

Tableau 5
Estimations globales de la complétude des cas, selon la méthode, le sexe et la province, 2007

	Hommes					Femmes				
	% de CEM	% de CDU	I:M	I_1	I_2	% de CEM	% de CDU	I:M	I_1	I_2
Tous*										
Canada	90	0,9	2,4	103	102	90	1,2	2,5	100	103
Colombie-Britannique	90	2,2	2,5	110	106	91	3,0	2,6	102	104
Alberta	92	0,2	2,5	105	101	93	0,4	2,7	103	105
Saskatchewan	91	1,2	2,5	100	97	90	1,5	2,6	105	107
Manitoba	89	0,3	2,2	94	93	90	0,9	2,5	97	101
Ontario	95	1,2	2,5	105	103	94	1,8	2,7	101	104
Québec	79	0,0	2,1	97	98	82	0,0	2,3	94	98
Nouveau-Brunswick	93	x	2,6	121	121	91	x	2,5	106	109
Nouvelle-Écosse	89	0,8	2,4	104	106	91	0,8	2,5	103	108
Terre-Neuve	96	1,1	2,1	85	88	95	1,0	2,2	89	93
Conformément à la North American Association of Central Cancer Registries (NAACCR)[†]										
Canada	88	1,0	1,9	97	103	87	1,6	2,1	98	102
Colombie-Britannique	87	2,8	1,9	102	105	87	3,9	2,1	99	101
Alberta	91	0,3	2,0	105	109	91	0,4	2,2	102	103
Saskatchewan	90	1,2	1,9	99	103	87	2,0	2,2	106	107
Manitoba	87	0,3	1,8	95	101	86	1,1	2,1	98	100
Ontario	94	1,5	1,9	95	100	93	2,3	2,2	100	103
Québec	78	0,0	1,7	95	103	78	0,0	1,9	92	97
Nouveau-Brunswick	90	x	2,0	110	117	88	x	2,0	103	106
Nouvelle-Écosse	85	1,0	1,9	96	105	88	0,8	2,2	105	110
Terre-Neuve	94	1,1	1,6	79	88	94	1,2	1,8	95	99

% de CEM = pourcentage de confirmation par examen microscopique

% de CDU = pourcentage enregistré par certificat de décès uniquement

I:M = rapport de taux d'incidence du cancer et de mortalité normalisés selon l'âge

I_1 = indicateur du pourcentage de complétude des cas calculé à partir des données de 2003 à 2007 sur l'incidence du cancer et la mortalité par cancer des provinces obtenant les meilleurs résultats (Alberta, Saskatchewan, Manitoba, Nouveau-Brunswick et Île du Prince-Édouard), et d'un taux de mortalité propre à une région

I_2 = indicateur du pourcentage de complétude des cas calculé à partir des données sur l'incidence du cancer de 2003 à 2007 des provinces obtenant les meilleurs résultats et des données sur la mortalité au Canada, et d'un taux de mortalité propre à une région corrigé

* sauf le cancer du sein chez les hommes

[†] sauf le cancer du sein et le cancer de la prostate chez les hommes et le cancer du sein chez les femmes

x confidentiel en vertu des dispositions de la Loi sur la statistique

Nota : I_1 et I_2 sont en gras lorsqu'ils sont inférieurs à 90 % (possibilité de détermination incomplète des cas)

Sources : Registre canadien du cancer, Base de données sur les décès de la Statistique de l'état civil, Recensement de la population.

ne changera pas. Toutefois, l'examen de cette hypothèse dans les provinces canadiennes, qui a servi à élaborer les rapports de taux d'incidence et de mortalité normalisés selon l'âge a révélé des différences assez importantes, sauf pour le cancer de la prostate et le cancer du sein chez la femme, les deux étant exclus de l'indicateur de la NAACCR.

Dans la présente analyse, les différences entre le RTNA₁ et le RTNA₂ ont contribué à des disparités entre I₁ et I₂ dans environ 11 % des comparaisons. Les utilisateurs qui souhaitent déterminer des cas possibles de sous-dénombrement pourraient privilégier I₁ par rapport à I₂ parce que, en cas de désaccord, I₁ est plus susceptible d'obtenir un score inférieur à 90 %.

Parmi les indicateurs plus simples, seul l'I:M a montré des associations fréquentes et statistiquement significatives avec I₁ et I₂. Cela semble raisonnable compte tenu des hypothèses sous-jacentes de I₁ et I₂ (stabilité des rapports de taux d'incidence du cancer et de mortalité normalisés selon l'âge entre les régions et complétude des données sur les décès par cancer). Compte tenu de ces hypothèses, un I:M relativement faible serait le signe d'un cas de cancer laissé de côté. L'I:M ne doit pas être inférieur à 1,00, mais il doit être relativement faible en rapport avec les autres régions. Ainsi, l'I:M peut offrir une indication initiale moins complexe et plus directe de problèmes de complétude des cas, qui peut faire l'objet d'un examen, grâce à une comparaison des taux d'incidence du cancer et de mortalité normalisés selon l'âge au fil du temps, à l'intérieur d'une province ou d'un territoire, et entre les provinces et les territoires. Parmi les avantages de l'I:M figure la capacité de calculer des intervalles de confiance pour des comparaisons plus utiles avec l'I:M type fondé sur les provinces obtenant les meilleurs résultats.

Le manque d'association entre le pourcentage de CDU et le pourcentage de CEM et I₁ et I₂ découle probablement de l'absence de seuils uniformes pour les différents sièges du cancer^{13,18}, et du fait que le pourcentage de CDU ne représente

pas, en soi, un indicateur de la complétude de la détermination des cas^{1,4}. Un faible pourcentage de CDU pourrait être le résultat d'un enregistrement efficace des cas de cancer pendant que les patients sont vivants, ou de procédures dynamiques de suivi des cas soumis à l'attention des registres, grâce aux certificats de décès. Dans ce dernier cas, il est probable que des cas seront laissés de côté. De Angelis et coll.¹¹ indiquent que la portée de la confirmation par examen microscopique dépend de l'accessibilité du cancer pour des biopsies, du fait qu'une intervention chirurgicale est pratiquée ou non, et de la disponibilité de rapports de pathologie pour les registres du cancer. Pour le pourcentage de CDU et le pourcentage de CEM, l'examen de la fourchette de valeurs des provinces et des territoires, de même qu'une connaissance des procédures des registres (utilisation des certificats de décès, couplage avec la base de données de la statistique de l'état civil, procédures de suivi), seraient plus utiles pour la détermination du sous-dénombrement.

L'importance des estimations propres au cancer pour chaque province et territoire a été illustrée par la façon dont les problèmes de couverture ont été masqués lorsque les sièges comportant des estimations élevées et faibles de complétude ont été agrégés. En dépit du sous-dénombrement possible de cancers particuliers dans plusieurs provinces, l'indicateur global de la complétude de la détermination des cas a fait ressortir un sous-dénombrement uniquement pour les hommes de Terre-Neuve.

Les principales limites de la présente étude sont les hypothèses qui sous-tendent les indicateurs de la complétude de la détermination des cas et l'absence d'intervalles de confiance, particulièrement pour les estimations fondées sur de petits nombres. Comme l'ont observé Fulton et Howe¹⁰, même parmi les registres du SEER dans lesquels la complétude des cas était exceptionnelle, le pourcentage de complétude des cas variait, ce qui laisse supposer l'existence de différences dans les rapports de taux d'incidence et de mortalité normalisés

selon l'âge entre les états. Conformément aux constatations de la présente analyse, ils ont conclu que le pourcentage de complétude des cas pourrait être utilisé pour déterminer « avec précaution » les sièges de cancer pour lesquels le sous-dénombrement pourrait poser un problème et qui nécessitent un examen plus poussé, afin d'écarter les différences réelles de létalité, d'incidence et de variation aléatoire, avant de conclure que le sous-dénombrement est la cause¹⁰.

Compte tenu de l'importance de la complétude des cas, les registres pourraient envisager d'autres méthodes d'évaluation, comme la méthode de saisie-resaisie ou la méthode de flux, la méthode de notification de certificat de décès de Parkin et les vérifications de base de la détermination des cas¹. Si les registres recueillaient et soumettaient des données sur toutes les sources distinctes de notification de cas, la portée de la complétude des cas pourrait être explorée par le RCC, grâce à des méthodes de saisie-resaisie^{1,29-32}. De même, le fait de soumettre de l'information sur la notification d'un cas par certificat de décès et la date de premier enregistrement permettrait au RCC d'estimer la complétude des cas au moyen de la méthode de flux⁷ et de la méthode de notification de certificat de décès de Parkin¹.

Mot de la fin

L'hypothèse de rapports de taux d'incidence et de mortalité normalisés selon l'âge et propres au sexe et au siège du cancer stables d'une région à l'autre, qui sous-tend l'indicateur de la complétude de la détermination des cas de la NAACCR, n'a pas été appuyée de façon systématique par les données du RCC, des différences régionales substantielles ayant émergé. Même si la fréquence du sous-dénombrement n'a pas augmenté de façon systématique en parallèle avec la difficulté attendue de détermination des cas, certains problèmes connus de sous-dénombrement dans le RCC ont été déterminés. L'importance de l'examen d'indicateurs propres au cancer a été renforcée, l'agrégation des sièges de cancer et des estimations de complétude

**Examen de la méthode de la NAACCR pour l'évaluation de la complétude du processus de détermination des cas
au moyen du Registre canadien du cancer • Travaux de recherche**

élevées et faibles pouvant masquer le sous-dénombrement de cancers particuliers. L'indicateur de la NAACCR a été associé au rapport de taux d'incidence et de mortalité de base pour une région, mais pas avec le pourcentage de CEM ou le pourcentage de CDU. Ainsi, l'IM et l'intervalle de confiance de 95 % correspondant peuvent offrir une méthode moins complexe de détermination du sous-dénombrement. ■

Remerciements

Statistique Canada gère le Registre canadien du cancer et la Base de données sur les décès de la Statistique de l'état civil, qui sont constitués de données fournies par les provinces et les territoires, dont la collaboration est grandement appréciée.

Références

1. H.R. Shin, M.P. Curado, J. Ferlay *et al.*, « Comparability and quality of data », dans M.P. Curado, B. Edwards, H.R. Shin *et al.* (éd.), *Cancer Incidence in Five Continents*, Vol. IX, IARC Scientific Publications, No. 160, Lyon, International Agency for Research on Cancer, 2007.
2. I. Schmidtman et M. Blettner, « How do cancer registries in Europe estimate completeness of registration », *Methods of Information in Medicine*, 48(3), 2009, p. 267-271.
3. E. Crocetti, G. Miccinesi, E. Paci et M. Zappa, « An application of the two-source capture-recapture method to estimate the completeness of the Tuscany Cancer Registry, Italy », *European Journal of Cancer Prevention*, 10, 2001, p. 417-423.
4. D.M. Parkin et F. Bray, « Evaluation of data quality in the cancer registry: principles and methods. Part II: completeness », *European Journal of Cancer*, 45(5), 2009, p. 756-764.
5. I. Schmidtman, « Estimating completeness in cancer registries—comparing capture-recapture methods in a simulation study », *Biometrical Journal*, 50, 2008, p. 1077-1092.
6. K. Tilling, « Capture-recapture methods—useful or misleading? », *International Journal of Epidemiology*, 30, 2001, p. 12-14.
7. J. Bullard, M.P. Coleman, D. Robinson *et al.*, « Completeness of cancer registrations: a new method for routine use », *British Journal of Cancer*, 82(5), 2000, p. 1111-1116.
8. P.B.S. Silcocks et D. Robinson, « Simulation modelling to validate the flow method for estimating completeness of case ascertainment by cancer registries », *Journal of Public Health*, 29(4), 2007, p. 455-462.
9. J. Hofferkamp, éd. *Standards for Cancer Registries Volume III: Standards for Completeness, Quality, Analysis, Management, Security and Confidentiality of Data*, Springfield, Illinois, North American Association of Central Cancer Registries, 2008.
10. J.P. Fulton et H.L. Howe, « Evaluating the use of incidence-mortality ratios in estimating the completeness of cancer registration », dans H.L. Howe, éd. *Cancer Incidence in North America, 1988-1991*, Sacramento, California, North American Association of Central Cancer Registries, 1995, p. VI-1-VI-9.
11. F. Ross, « Quality control of cancer registry data », dans C.L. Hutchison, H.R. Menck, M. Burch et R. Gottschalk, éd. *Cancer Registry Management Principles and Practice, Second Edition*, Dubuque, Iowa, Kendall/Hunt Publishing Company, 2004, p. 199-208.
12. *NAACCR Method to Estimate Completeness Workbook* (version 2.2b), disponible à l'adresse <http://www.naacr.org/Research/DataAnalysisTools.aspx> (consulté le 9 juillet 2012).
13. R. De Angelis, S. Francisci, P. Baili *et al.*, « The EUROCARE-4 database on cancer survival in Europe: data standardisation, quality control and methods of statistical analysis », *European Journal of Cancer*, 45(6), 2009, p. 909-930.
14. M.P. Coleman, M. Quaresma, F. Berrino *et al.*, « Cancer survival in five continents: a worldwide population-based study (CONCORD) », *Lancet Oncology*, 9, 2008, p. 730-756.
15. A.J. Swerdlow, « Data quality in vital and health statistics », dans P. Armitage et T. Colton, éd. *Encyclopedia of Biostatistics, Second Edition*, New York, John Wiley and Sons, Inc., 2005.
16. M.P. Curado, L. Voti et A.M. Sortino-Rachou, « Cancer registration data and quality indicators in low and middle income countries: their interpretation and potential use for the improvement of cancer care », *Cancer Causes and Control*, 20(5), 2009, p. 751-756.
17. F. Bray et D.M. Parkin, « Evaluation of data quality in the cancer registry: principles and methods. Part I: comparability, validity and timeliness », *European Journal of Cancer*, 45(5), 2009, p. 747-755.
18. G. Copeland, A. Lake, R. Firth *et al.* (éd.), *Cancer in North America: 2005-2009. Volume One: Combined Cancer Incidence for the United States, Canada and North America*, Springfield, Illinois, North American Association of Central Cancer Registries, Inc., 2012.
19. Statistique Canada, *Registre canadien du cancer*, juillet 2011, disponible à l'adresse http://www23.statcan.gc.ca/imdb/p2SV_f.pl?Function=getSurvey&SIDDS=3207&lang=en&db=imdb&dm=8&dis=2.

Examen de la méthode de la NAACCR pour l'évaluation de la complétude du processus de détermination des cas au moyen du Registre canadien du cancer • Travaux de recherche

20. Statistique Canada, *Statistique de l'état civil - Base de données sur les décès*, (2003 à 2007), disponible à l'adresse http://www23.statcan.gc.ca/imdb/p2SV_f.pl?Function=getSurvey&SDD=3233&lang=en&db=imdb&adm=8&dis=2.
21. Statistique Canada, Tableau CANSIM 051-0001, « Estimations de la population, selon le groupe d'âge et le sexe au 1^{er} juillet, Canada, provinces et territoires, annuel (personnes sauf indication contraire) », diffusé le 29 septembre 2010.
22. M.P. Fay et E.J. Feuer, « Confidence intervals for directly standardized rates: a method based on the gamma distribution », *Statistics in Medicine*, 16, 1997, p. 791-801.
23. P. Armitage, G. Berry et J.N.S. Matthews, *Statistical Methods in Medical Research. Fourth Edition*, Oxford, Blackwell Science, 2002.
24. B. Das, L.X. Clegg et E.J. Feuer, « A new method to evaluate the completeness of case ascertainment by a cancer registry », *Cancer Causes Control*, 19, 2008, p. 515-525.
25. D.C. Howell, « Alternative correlational techniques », dans C. Crockett, éd. *Statistical Methods for Psychology, Fifth Edition*, Pacific Grove, California, Wadsworth, 2002.
26. SAS Institute Inc., *SAS/STAT® 9.2 User's Guide*, Cary, NC, SAS Institute Inc., 2008.
27. Statistique Canada, *Incidence du cancer au Canada, 2008 et 2009* (n° 82-231-X au catalogue), Ottawa, Ministère de l'Industrie, 2011.
28. J. Brisson, D. Major et E. Pelletier, *Evaluation of the completeness of the Fichier des Tumeurs du Québec*, Québec, Institut national de santé publique du Québec, 2003.
29. H. Brenner, C. Stegmaier et H. Ziegler, « Estimating completeness of cancer registration: an empirical evaluation of the two source capture-recapture approach in Germany », *Journal of Epidemiology and Community Health*, 49, 1995, p. 426-430.
30. E.B. Hook et R.R. Regal, « Capture-recapture methods in epidemiology: methods and limitations », *Epidemiologic Reviews*, 17(2), 1995, p. 243-264.
31. S.C. Robles, L.D. Marrett, E.A. Clarke et H.A. Risch, « An application of capture-recapture methods to the estimation of completeness of cancer registration », *Journal of Clinical Epidemiology*, 41(5), 1988, p. 495-501.
32. L.J. Schouten, H. Straatman, L.A.I.M. Kiemeny *et al.*, « The capture-recapture method for estimation of cancer registry completeness: a useful tool? », *International Journal of Epidemiology*, 23(6), 1994, p. 1111-1116.

Annexe**Tableau A**
Population type du Canada, 1991

Groupe d'âge (années)	Poids (proportion de la population dans le groupe d'âge*)
Total	1,00000
0 à 4 ans	0,06946
5 à 9 ans	0,06945
10 à 14 ans	0,06803
15 à 19 ans	0,06849
20 à 24 ans	0,07502
25 à 29 ans	0,08994
30 à 34 ans	0,09240
35 à 39 ans	0,08339
40 à 44 ans	0,07606
45 à 49 ans	0,05954
50 à 54 ans	0,04765
55 à 59 ans	0,04404
60 à 64 ans	0,04233
65 à 69 ans	0,03857
70 à 74 ans	0,02966
75 à 79 ans	0,02213
80 à 84 ans	0,01360
85 ans et plus	0,01024

* répartition fondée sur les estimations postcensitaires finales de la population au 1^{er} juillet 1991, corrigées pour tenir compte du sous-dénombrement au recensement

Source : Direction du recensement et de la démographie, Statistique Canada

**Examen de la méthode de la NAACCR pour l'évaluation de la complétude du processus de détermination des cas
au moyen du Registre canadien du cancer • Travaux de recherche**

Tableau B
Définitions des sièges du cancer à partir de la CIM-10 et de la CIM-O-3

	Mortalité (CIM-10)	Tumeurs malignes primaires (CIM-O-3)		
		Topographie	Histologie	Comportement
Cavité buccale, pharynx	C00 à C14	C00 à C14	Sauf : 9050 à 9055, 9140, 9590 à 9989	3
Œsophage	C15	C15	Sauf : 9050 à 9055, 9140, 9590 à 9989	3
Estomac	C16	C16	Sauf : 9050 à 9055, 9140, 9590 à 9989	3
Côlon, rectum	C18 à C20 C26 0	C18 à C20 C26 0	Sauf : 9050 à 9055, 9140, 9590 à 9989	3
Foie	C22 0, C22 2 à C22 9	C22 0	Sauf : 9050 à 9055, 9140, 9590 à 9989	3
Pancréas	C25	C25	Sauf : 9050 à 9055, 9140, 9590 à 9989	3
Bronche, poumon	C34	C34	Sauf : 9050 to 9055, 9140, 9590 à 9989	3
Mélanome de la peau	C43	C44	8720 à 8790	3
Sein ¹	C50	C50	Sauf : 9050 à 9055, 9140, 9590 à 9989	3
Col de l'utérus	C53	C53	Sauf : 9050 à 9055, 9140, 9590 à 9989	3
Corps de l'utérus, utérus sans autre indication	C54 à C55	C54 à C55	Sauf : 9050 à 9055, 9140, 9590 à 9989	3
Ovaire	C56	C56	Sauf : 9050 à 9055, 9140, 9590 à 9989	3
Prostate ¹	C61	C61	Sauf : 9050 à 9055, 9140, 9590 à 9989	3
Rein, bassinet du rein	C64 à C65	C64 à C65	Sauf : 9050 à 9055, 9140, 9590 à 9989	3
Vessie (y compris les tumeurs <i>in situ</i>)	C67, D09 0	C67	Sauf : 9050 à 9055, 9140, 9590 à 9989	2, 3
Cerveau, autres régions du système nerveux central	C70 à C72	C70 à C72	Sauf : 9050 à 9055, 9140, 9590 à 9989	3
Lymphome hodgkinien	C81	Tous les sièges	9650 à 9667	3
Lymphome non hodgkinien	C82 à C85, C96 3	Tous les sièges	9590 à 9596, 9670 à 9729 9823, 9827	3
Leucémie	C91 à C95, C90 1	Tous les sièges	9733, 9742, 9800 à 9820, 9826, 9831 à 9948, 9963, 9964	3
Myélome multiple	C90 0, C90 2	C42 0, C42 1, C42 4 Tous les sièges	9823, 9827 9731, 9732, 9734	3

¹ exclu de l'estimation globale de la complétude des cas de la North American Association of Central Cancer Registries

CIM-10 = Classification statistique internationale des maladies et des problèmes de santé connexes, 10^e révision

CIM-O-3 = Classification internationale des maladies - Oncologie, 3^e édition

Nota : Le quatrième caractère de la topographie de la CIM-10 et de la CIM-O-3 est fourni uniquement lorsque cela est nécessaire pour la classification.